

Les prévisions de revenu au Québec

Michel Boucher

Volume 52, numéro 3, juillet–septembre 1976

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/800683ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/800683ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cette note

Boucher, M. (1976). Les prévisions de revenu au Québec. *L'Actualité économique*, 52(3), 385–392. <https://doi.org/10.7202/800683ar>

NOTE

Les prévisions de revenu au Québec

Les prévisions de revenu sont devenues une activité essentielle pour tout gouvernement cherchant à financer efficacement les dépenses publiques présentes et futures. Cette opération devient plus cruciale si l'objectif fondamental d'un gouvernement régional comme le Québec est justement de réaliser la meilleure allocation des biens publics¹. Pour présenter à la population la quantité optimale de biens publics au cours d'une année fiscale donnée, le gouvernement québécois doit connaître le profil de ses revenus au cours de la même période puisque les dépenses des gouvernements régionaux sont très fortement conditionnées par le flux de revenus². Par exemple, toute mauvaise appréciation de la conjoncture aura pour effet, non seulement de restreindre, au niveau provincial, le rythme d'augmentation des biens et services publics mais aussi de déstabiliser, à la marge, l'activité économique générale. En d'autres termes, toute mauvaise prévision de revenus, en plus de réduire le bien-être optimal de la population, entraînera un effet de débordement marginalement déstabilisateur sur l'économie et les dépenses provinciales n'auront pas tendance à évoluer à l'opposé du produit national brut au cours d'un cycle donné. Nous retrouverons ainsi une variante acceptable de l'hypothèse de perversité fiscale (*perversity hypothesis*) en tout point conforme à l'analyse empirique canadienne sur le sujet³, et voulant que tout accroissement de revenus non prévu par les provinces soit automatiquement dépensé.

Le présent exercice statistique ne veut absolument pas analyser le fil conducteur pouvant relier les prévisions de revenu aux objectifs macro-économiques. Cette recherche désire plutôt s'astreindre à juger

1. Oates, W., « The Theory of Public Finance in a Federal System », *Revue canadienne d'Economie*, vol. 1, no 1, février 1968, p. 48.

2. Le lecteur n'aura qu'à se rappeler les discussions amorcées par Sacks et Harris lorsque ces derniers, en voulant analyser les facteurs déterminants des dépenses publiques, insérèrent comme variable explicative de ces dites dépenses, les recettes fiscales. Sacks, S. et Harris R., « The Determinants of State and Local Government Expenditures and Inter-Governmental Flows of Funds », *National Tax Journal*, vol. 17, mars 1964, # 1, pp. 75-85.

3. Robinson, T.R. et Courchene, T.J., « Fiscal Federalism and Economic Stability : An Examination of Multi-Level Public Finance in Canada 1952-65 », *Revue canadienne d'Economie*, vol. 2, # 2, mai 1969, p. 186.

scientifiquement de la performance des prévisions faites jusqu'ici au Québec en puisant dans la littérature économique existante⁴. A cette fin, nous aurons recours au coefficient d'inégalité de Theil⁵, à l'analyse de régression sous contrainte, ainsi qu'à divers tests d'hypothèses⁶.

Les éléments d'analyse

L'erreur quadratique moyenne de la prévision est une mesure de dispersion autour de la droite de prévision parfaite et elle se définit, pour notre échantillon d'observations, comme étant :

$$U^2 = \sum (P_i - A_i)^2 \quad (1)$$

Les variables P_i et A_i représentent respectivement la prévision et le résultat réel d'un revenu quelconque du budget québécois. La décomposition de cette erreur quadratique moyenne en la variante de l'estimé plus le carré du biais de l'estimé, nous permet ensuite d'obtenir les résultats suivants :

$$\sum (P_i - A_i)^2 = (\bar{P} - \bar{A})^2 + (s_p - s_a)^2 + 2(1 - r)s_p s_a \quad (2)$$

Les \bar{P} et \bar{A} sont les moyennes de P et de A , s_p et s_a leurs écarts-types respectifs et r , leur coefficient de corrélation. Pour faciliter l'exposé, nous emploierons une nouvelle nomenclature pour désigner les membres droits de l'équation (2).

Le premier élément U_m appelé le coefficient partiel d'inégalité dû à l'inégalité de la tendance centrale ou la composante moyenne selon les termes de Mincer et Zarnowitz,

$$U_m = (\bar{P} - \bar{A}) \quad (3)$$

représente la proportion de l'erreur globale provenant de la surestimation ou de la sous-estimation de la moyenne. Quant à la deuxième partie du membre droit de l'équation (2), soit le coefficient partiel d'inégalité dû à l'inégalité de la variation ou la composante reliée à la pente.

$$U_s = (s_p - s_a) \quad (4)$$

il se réfère à la part de l'erreur originant de la surestimation ou de la sous-estimation de la variance de la moyenne. Le coefficient partiel d'inégalité dû à l'imperfection de la variation se définit comme étant :

$$U_v = (2(1 - r)s_p s_a)^{1/2} \quad (5)$$

4. Allan, C.M., « Fiscal Marksmanship 1951-1963 », *Oxford Economic Papers*, vol. 17, juillet 1965, pp. 317-327 ; Auld, D.A.L., « Fiscal Marksmanship in Canada », *Revue canadienne d'Economie*, vol. 3, # 3, août 70, pp. 507-511.

5. Theil, Henri, *Economic Forecasts and Policy*, (Amsterdam, 1969), chap. II.

6. Mincer, J. et Zarnowitz, V., « The Evaluation of Economic Forecasts », chap. I de *Economic Forecasts and Expectations*, sous la direction de Mincer, J., N.B.E.R., N.Y., 1969.

Il indique, à l'opposé des deux coefficients précédents qui correspondaient à des erreurs systématiques, la proportion de l'erreur provenant exclusivement des erreurs aléatoires.

Si nous substituons ces divers éléments dans l'équation (2), celle-ci devient alors :

$$U_m^2 + U_s^2 + U_v^2 = U^2 \quad (6)$$

Nous divisons ensuite cette dernière équation par U^2 et en remplaçant les rapports ainsi obtenus par :

$$U^m = U_m^2/U^2, \quad U^s = U_s^2/U^2, \quad U^v = U_v^2/U^2 \quad (7)$$

nous avons :

$$U^m + U^s + U^v = 1 \quad (8)$$

Quelques remarques sur les valeurs respectives des coefficients de proportion, selon l'expression même de Theil, s'imposent. D'une part, U^m et U^s sont des erreurs systématiques et de ce fait, leur seule valeur désirable est donc zéro. U^m va tendre vers zéro si le centre de gravité des diverses observations se situe sur la droite des prévisions parfaites et nous parlerons alors de prévisions non biaisées. U^s convergera vers zéro si la droite de la régression orthogonale (qui minimise la moyenne quadratique des écarts) est parallèle à la bissectrice des prévisions parfaites. Pour des prévisions efficaces, U^s se doit d'être égal à zéro. Finalement, U^v se rapprochera le plus de l'unité si la ligne des prévisions parfaites est la droite de la régression orthogonale. En définitive, comme la prévision, de par sa nature, ne peut jamais être parfaite, la meilleure répartition du coefficient d'inégalité est $U^m = U^s = 0$, $U^v = 1$ puisque cela révèle que les erreurs systématiques jouent un rôle très mineur.

L'emploi de régressions sous contrainte et de divers tests statistiques vont appuyer les résultats obtenus par la méthode de Theil. Nous avons, tout d'abord, exécuté une analyse de régression par la technique des moindres carrés ordinaires entre les prévisions (P_i) et les données réelles (A_i) et si les estimateurs $\hat{\beta}$ de la droite de régression sont inférieurs (supérieurs) à l'unité, cela implique nécessairement une forme certaine de sous-estimation (surestimation). Comme la théorie statistique nous l'enseigne⁷, il est fort possible que nous soyons en face d'un problème d'erreurs sur les variables, c'est-à-dire que les données réelles contiennent des erreurs de mesure (*measurement errors*). Une analyse de régression des données réelles (A_i) sur les prévisions (P_i) est alors nécessaire. Si l'estimateur obtenu $\hat{\beta}' = 1/\hat{\beta}$ est supérieur

7. Johnston, J., *Econometric Methods*, 2e édition, New York, McGraw-Hill Book Company Inc., 1971, p. 28.

TABLEAU 1
RÉSUMÉ STATISTIQUE DE PRÉVISIONS (P_t), DES DONNÉES RÉELLES (A_t) ET DES ERREURS

Données fiscales	Moyenne		Ecart-type		Racine de l'erreur quadratique moyenne	Décomposition de l'erreur quadratique moyenne		
	\bar{P}	\bar{A}	S_p	S_a		U^m	U^s	U^o
Impôt sur le revenu des particuliers (<i>IP</i>)	615.3	647.1	49.1	51.4	51.2	38.7	18.5	42.8
Taxes à la consommation (<i>TC</i>)	886.4	919.6	56.1	58.5	59.9	30.6	15.7	53.7
Taxes de ventes au détail (<i>TV</i>)	411.6	433.1	22.7	23.0	41.0	27.3	0.5	72.2
Taxes sur les carburants (<i>C</i>)	232.6	235.0	8.5	8.9	11.0	4.9	13.3	81.8
Impôt sur le revenu des sociétés (<i>IS</i>)	173.9	181.2	46.8	48.2	17.1	18.3	0.7	81.0
Ensemble des revenus autonomes (<i>RT</i>)	2,401.6	2,468.3	140.3	142.1	93.0	51.6	3.8	44.6
L'ensemble des dépenses (<i>D</i>)	2,587.4	2,675.7	145.4	147.6	145.7	36.7	2.4	60.9
Solde budgétaire (<i>SB</i>)	220.5	207.4	7.9	8.0	43.2	9.2	0	90.8

(inférieur) à l'unité, cela va ajouter du poids à notre diagnostic de sous-estimation (surestimation).

Finalement, les différents estimateurs $(\hat{\alpha}, \hat{\alpha}')$ $(\hat{\beta}, \hat{\beta}')$ sont évidemment soumis à des erreurs d'échantillon et l'analyse de propriétés des erreurs aléatoires est de rigueur. Par rapport aux hypothèses statistiques d'indépendance et de normalité, un test F peut être employé pour vérifier le bien-fondé de l'hypothèse associée nulle que $\hat{\alpha} = 0$, $\hat{\beta} = 1$ (ou $\alpha' = 0$, $\beta' = 1$) c'est-à-dire que les prévisions ne comportent aucun biais et qu'elles sont efficaces. D'autre part, deux hypothèses nulles et distinctes peuvent être vérifiées puisque le rejet de l'hypothèse conjointe nulle peut être causé soit par le même biais statistique pour toutes les données actuelles impliquant $\hat{\beta}$, $\hat{\beta}' = 1$ mais $\bar{A} \neq \bar{P}$, soit par un biais systématique, quoique différent, au-delà de la valeur moyenne de la prévision et du résultat réel, c'est-à-dire $\hat{\beta}$, $\hat{\beta}' \neq 1$ mais $\bar{A} = \bar{P}$.

Présentation des résultats

Nous appliquerons donc ces diverses techniques aux principales sources de revenus autonomes de l'Etat québécois, à ses dépenses globales et au solde budgétaire (surplus ou déficit). Les séries statistiques concernant les prévisions proviennent des divers Discours du Budget et les données réelles sont tirées des Comptes Publics. La période considérée s'étendra de l'année fiscale 1960-61 à 1973-74, la dernière année à notre disposition lorsque cette recherche fut entreprise.

Le tableau 1 nous donne les renseignements généraux des variables comme la moyenne et l'écart-type de même que l'erreur quadratique moyenne et ses éléments. Le tableau 2 fait voir les divers résultats de l'analyse de régression et les tests statistiques portant sur l'efficacité et le manque de biais de prévisions. Ainsi, au tableau 1, le coefficient partiel d'inégalité dû à l'imperfection de la variance (U^v) constitue la plus grande partie des erreurs de prévision. Il faut convenir, toutefois, que la composante moyenne de l'erreur (U^m) est, dans plusieurs cas, non négligeable et qu'elle mérite d'être prise en considération. Les divers tests d'hypothèses contenus au tableau 2 rejettent, pour la majorité des cas, l'hypothèse associée d'estimateurs efficaces et sans biais. Plus spécifiquement, nous dénotons l'existence d'un biais, quoique non significatif d'un point de vue statistique, consistant en une sous-estimation constante de toutes les variables. Ce fait est, d'autre part, confirmé par la présence de $\hat{\beta}' = 1/\hat{\beta} > 1$ sauf pour trois éléments spécifiques. D'autre part, la majorité des prévisions semble efficace puisque la pente de la droite de régression $\hat{\beta}$ n'est pas statistiquement différente de

TABLEAU 2
RÉSULTATS DE L'ANALYSE DE RÉGRESSION ET DES TESTS STATISTIQUES

Données fiscales	$\hat{\alpha}$	$\hat{\beta}$	r^2	Test « F » pour $\hat{\alpha} = 0$ $\hat{\beta} = 1$	Test « t » pour $E(A) = E(P)$	Test « t » pour $\hat{\beta} = 1$	$\hat{\beta}'$
Impôt sur le revenu des particuliers (<i>IP</i>)	— 2.7	.95	.998	2,470.5	.56	— 2.34	1.04
Taxes à la consommation (<i>TC</i>)	6.7	.96	.997	1,869.2	.51	— 1.24	1.03
Taxes de ventes au détail (<i>TV</i>)	— 11.2	.98	.988	464.6	.83	— .52	1.00
Taxes sur les carburants (<i>C</i>)	9.7	.95	.993	827.3	.25	— 1.56	1.04
Impôt sur le revenu des sociétés (<i>IS</i>)	— 32.6	.99	.999	96.0	.42	— .87	1.01
Ensemble des revenus autonomes (<i>RT</i>)	7.4	.92	.947	5,680.0	1.36	— 1.06	.98
L'ensemble des dépenses (<i>D</i>)	— 39.1	.98	.997	1,819.1	.53	— .80	1.01
Solde budgétaire (<i>SB</i>)	43.1	.86	.865	32.7	1.46	.97	.87

l'unité. En effet, il n'y a que l'impôt des particuliers où l'inefficacité soit statistiquement significative⁸.

Finalement, nous nous sommes demandé s'il s'était produit une amélioration de la qualité des prévisions au cours des années. Pour ce faire, nous avons appliqué le test de Chow-Fisher⁹ aux diverses régressions mettant en relation les prévisions (P_i) et les données réelles (A_i), pour détecter un changement structurel qui aurait pu intervenir depuis l'année fiscale 1970-71, par exemple. Le tableau 3 donne tous les renseignements pertinents.

En excluant l'impôt sur le revenu des sociétés (*IS*) où une amélioration très marquée des prévisions est observée (la valeur critique étant 4.07), il ne s'est produit aucun changement en matière de prévision de revenu depuis l'année fiscale 1960/61.

Remarques finales

En guise de conclusion, qu'il soit permis d'émettre quelques remarques supplémentaires sur la qualité des prévisions. Si la période d'analyse s'échelonnant de 1960/61 à 1973/74 était composée de deux sous-périodes, soit une allant de l'année fiscale 1960/61 à 1966/67 tandis que l'autre s'étendrait de 1967/68 à 1973/74, l'on constaterait une amélioration sensible des prévisions d'une sous-période à l'autre, quoique nullement significative d'un point de vue statistique. Finalement,

TABLEAU 3

Variables fiscales	F (P_i A_i)
<i>IP</i>	1.30
<i>TC</i>	0.84
<i>TV</i>	0.86
<i>C</i>	0.97
<i>IS</i>	5.47
<i>RT</i>	3.30
<i>D</i>	0.05
<i>SB</i>	2.69

8. A cette analyse de précision absolue des prévisions devrait normalement s'ajouter une analyse de précision relative de ces mêmes prévisions soit par rapport à des modèles « naïfs » ou par rapport à des modèles autorégressifs pour que nous puissions préciser davantage nos remarques. Voir Mincer et Zarnowitz, pp. 20 et suivantes.

9. Chow, G., « Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions », *Econometrica*, vol. 28, # 3, juillet 1960, pp. 591-605.

ment, une comparaison des résultats de notre recherche à ceux obtenus par Auld¹⁰ pour le Canada, s'impose. Alors que les prévisions de revenus du gouvernement fédéral tendent à la surestimation et que les prévisions de dépenses possèdent, au contraire, un biais de sous-estimation, le comportement des prévisions québécoises diffère relativement de ce *pattern*. Les prévisions québécoises de dépenses tendent à être sous-estimées tandis que le comportement des prévisions québécoises de revenu n'est pas aussi clairement identifié puisque les diverses analyses de régression ne nous permettent pas de discerner un biais systématique quelconque, soit à la hausse, soit à la baisse.

Michel BOUCHER

Ecole nationale d'administration publique

10. Auld, *op. cit.*, p. 511.